

数字经济能促进城乡融合吗： 以长江经济带 11 个省份为例

王松茂,尹延晓,徐宣国

(山东农业大学经管学院,山东 泰安 271018)

摘要:基于 2011—2020 年长江经济带 11 个省份面板数据构建数字经济指标与城乡融合指标体系,测度数字经济与城乡融合水平;借助 GMM、IV-2SLS 模型探究数字经济对城乡融合的作用效应及影响机制。研究结论显示:① 10 年间,长江经济带数字经济均值由 0.091 上升至 0.965,年均增长 28.57%,城乡融合指数均值由 0.251 上升至 0.782,年均增长 13.43%;②数字经济对城乡融合具有显著正向促进作用,数字经济每上升 1 个百分点,城乡融合水平将会上升 0.171%;③数字经济对城乡融合的影响受到政府干预、产业结构升级、金融发展与对外开放的动态调节作用,当四者发展水平高于门槛值时,会释放正向溢出作用,增强数字经济对城乡融合的驱动力。

关键词:数字经济;城乡融合;调节效应;GMM;IV-2SLS

中图分类号:F061.5;F062.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2023)05-0077-11

Can digital economy promote urban-rural integration?: Taking 11 provinces and cities in the Yangtze River Economic Belt as an example

WANG Songmao, YIN Yanxiao, XU Xuanguo

(School of economics and management, Shandong Agricultural University, Taian 271018, China)

Abstract: Using the panel data of 11 provinces and cities in the Yangtze River economic belt from 2010 to 2019, this paper constructs a digital economy index system and an urban-rural integration index system, so as to measure the level of digital economy and urban-rural integration. With the help of GMM and IV-2SLS models, this paper explores the effect and influence mechanism of digital economy on urban-rural integration. The conclusions are as follows: (1) In the past ten years, the average value of digital economy in the Yangtze River Economic Belt has risen from 0.091 to 0.965, with an average annual growth of 28.57%. The average value of urban-rural integration index has risen from 0.251 to 0.782, with an average annual growth of 13.43%; (2) Digital economy plays a significant positive role in promoting urban-rural integration. For every 1 percentage point increase in the development level of digital economy, the level of urban-rural integration will increase by 0.171%. (3) The impact of digital economy on urban-rural integration is dynamically regulated by government intervention, industrial structure upgrading, financial development and opening to the outside world. When the development level of the four is higher than the threshold, it will release the positive spillover effect and enhance the driving force of digital economy on urban-rural integration.

Key words: digital economy; urban-rural integration; regulatory effect; GMM; IV-2SLS

收稿日期:2022-10-15 修回日期:2023-03-20

基金项目:国家自然科学基金面上项目“共享经济视角下农业科技园区多主体价值共创机制研究”(72073084);国家自然科学基金青年项目“干旱区旅游水足迹测算模型与用水适配性评价”(42001156);山东省自然科学基金项目“组织支持、信息干预对农户绿色技术采用的需求诱导及激励机制研究”(ZR2022MG055)。

作者简介:王松茂(1980—),男,山东潍坊人,山东农业大学教授、博导,博士,研究方向为数字经济、旅游经济。通信作者:徐宣国。

改革开放以来,中国经济迅速发展,城镇化水平显著提升,与此同时,城市表现出强大的极化效应,资本、劳动力等生产要素不断从乡村涌入城市^[1],逐步加大了城乡差距。随之而来的城乡要素流动不畅、产业结构不合理、公共服务不均、人力资本水平差距扩大^[2]等经济社会失衡问题对广大农村地区产生了诸多不利影响^[3]。我国城乡关系逐步进入“城乡一体化”“城乡融合”发展阶段。党的二十大报告进一步强调,要着力推进城乡融合和区域协调发展,推动经济实现质的有效提升和量的合理增长。

打破城乡边界,推进城乡要素互通已成为推动中国城乡协调发展的重要手段,而数字经济以其高流动性与共享性特征被认为是缓解城乡差距、促进城乡融合的有力工具^[1]。近年来,互联网、大数据、云计算、人工智能、区块链等技术加速创新,日益融入经济社会发展各领域全过程,党的二十大报告也明确表明要加快建设网络强国,数字中国。截至 2021 年,我国数字经济规模达到 45.5 万亿元,同比名义增长 16.2%,高于 GDP 名义增速 3.4 个百分点,占 GDP 比重达到 39.8%。2020 年新冠病毒感染疫情暴发,在企业加速数字化转型化升级、政府更加夯实数字经济基础建设、消费者对数字经济依赖日趋增加的多重背景下,数字经济成为疫情防控、推动企业复工复产的主要动力,也成为恢复全国农业农村经济、扩大城市消费的重要手段^[4]。那么,数字经济是否能够有效促进城乡融合?其作用机理又是如何?不同的地区数字经济的作用效果是否存在较大差异?对于以上问题的探究,为充分发挥数字经济的辐射带动作用、有效促进城乡融合发展具有重要意义。

数字经济的快速发展与缓和城乡矛盾的紧迫性使得数字经济对城乡融合的效应逐渐引起学界关注。有学者认为数字经济是城乡融合的有效工具,互联网^[5]、电子商务^[6]以及数字普惠金融^[7]的发展有利于缩小居民收入、文化、消费差距。数字经济发展能够促进城乡两部门居民收入的提升,且农村居民收入涨幅高于城市居民,从而改善城

乡收入分配格局,缓解城乡差距^[8]。但是,数字鸿沟的存在使得城乡差距逐渐增大,农村数字经济受人力资本与资金积累的限制难以发挥其创收能力,进而加剧城乡差距^[9]。同时,数字经济发展带来的成果未能在城乡之间进行合理划分,收入分配的不合理导致利益大多向城市转移,城乡收入差距进一步扩大^[10]。另外,还有学者认为数字经济与城乡差距之间呈现先扩大后缩小的倒 U 形曲线关系,在初期城市数字经济基础设施相较于农村更为完善,数字经济发展会加大城乡差距,但随着数字经济发展跨过门槛值能够充分发挥数字红利减小城乡差距^[11]。程名望等^[12]进一步揭示了现阶段我国数字经济发展状况正处于倒 U 型曲线右端,当前阶段数字经济发展能够有效缩小城乡差距。

纵观数字经济与城乡融合研究的发展进程,当前研究具有以下不足:首先,数字经济能否有效缩小城乡差距、促进城乡融合学界尚未达成共识,相悖的观点造成政策建议的偏差,导致无法精准指导现实城乡问题。其次,目前数字经济对城乡融合的研究较少,且研究以理论分析为主,未进行量化研究^[13],理论与实证研究的缺乏导致数字经济对城乡融合作用效果尚未得到全面而深刻的诠释。再次,数字经济作用于城乡融合的过程中会受到其他因素影响,研究数字经济对城乡融合的内在机理与作用路径有利于调动数字经济活力。基于此,本文构建数字经济与城乡融合指标体系测度 2010—2019 年间长江经济带的数字经济与城乡融合水平,进一步实证研究了数字经济对城乡融合的作用效果与影响路径,以期丰富数字经济与城乡融合相关理论,充分发挥数字经济辐射带动作用,促进城乡融合发展。

一、理论分析与研究假设

(一)基础性分析

经济、社会、空间、生态是城乡融合的重要领域^[12],本文以城乡经济、社会、空间、生态作为衡量城乡融合发展状况的 4 个分支,认为数字经济对城乡融合的直接作用路径如下所示。

(1)数字经济表现出强大的“渗透效应”“乘数

效应”“累积效应”^[14],为城乡融合提供了强大的动力。对于农村而言,数字经济的发展极大解放了生产力,调动了农村生产活力,促进了农业生产效率提高,加速了农业现代化进程;对于城市而言,数字经济发展能够显著提升城市对数字人才的吸引力,通过储备人力资源、稳住市场消费内需来提升城市经济韧性,加速城镇化进程。同时,数字经济的发展加强了城乡经济交流与融通,提升了城乡资源利用率,有利于形成城乡合作共赢、互补发展的良性循环局面。因此,提出假设 H1:数字经济发展能够促进城乡经济融合。

(2)长期以来,中国广大农村地区源源不断为工业化、城镇化的发展提供支持,也带来了城乡间教育、医疗等公共服务的差距,阻碍城乡融合进程。数字经济的发展能够直接作用于城乡社会问题,极大地缓解要素流动不畅所带来的资源分配不均问题,减少因信息不对称而产生的资源错配问题。通过要素重组与聚合,在一定程度上实现了远程医疗、线上教育,改善了城乡社会资源分配不均的现状^[15]。因此,提出假设 H2:数字经济能够促进城乡社会融合。

(3)数字经济发挥其渗透性优势与实体经济融合发展,以高技术为支撑,加速人流、物流、信息流的流动速度,极大地削弱了时空约束。基于数字经济渗透融合的生产要素能够在更为广阔的空间流动,有利于缓解由于信息不对称、市场分割等原因导致的要素错配问题,提升生产要素的利用水平与利用效率。对于城市而言,数字经济的发展有利于生产要素向城市聚集,提升城市的要素配置效率与规模,进而提升技术效率与全要素生产率^[16]。对于农村而言,数字经济打破了城乡空间隔断,降低外围乡村地区的技术引进成本与学习成本,有助于乡村地区实现技术追赶,模糊城乡边界,促进城乡空间一体化。因此,提出假设 H3:数字经济发展能够促进城乡空间融合。

(4)数字经济对城乡生态融合的影响效应主要从生产、生活两方面展开。在生产方面,数字经济作为促进经济社会发展的新动力、新模式,其本身表现出环境友好型的特征,对能源的消耗与环

境危害较小,其发展必然会对资源依赖性、环境依赖性产业产生较大冲击,发挥其替代效应加速产业结构优化升级,引导城乡生态环境向健康、可持续方向发展。在生活方面,数字平台通过快捷的沟通模式,在社会各主体之间搭建起较为完善的沟通平台,城市乡村相联通,搭建起“政府—企业—公众”三者间的互动桥梁^[17],保障生态环境质量。因此,提出假设 H4:数字经济发展能够促进城乡生态融合。

(二)扩展性分析

本文将政府干预、产业高级化水平、金融发展水平、对外开放水平作为调节变量,认为其能够在数字经济对城乡融合影响过程中起调节作用。

(1)现阶段我国城乡在社会、经济、文化各方面表现出较强的差异性,单独靠市场机制进行配置数字要素往往会出现错配、分配不均等问题,形成以城市为中心的发展格局,加大城乡差距。但政府若充分重视数字经济发展不平衡的现状与农村数字经济发展面临的人力资本与资金短缺的难题,对农村地区数字经济发展给予政策支撑与优惠减免,将会在提升数字经济建设的同时兼顾城乡公平性,促进城乡协调发展,而以政策为导向约束受益方的利益分配行为能够有效规范市场分配秩序,充分发挥政府的共享性与托底性功能,完善城乡间益农增收利益联结机制,有效缓解利益分配不均问题^[18],有助于实现“风险共担、利益共享”的城乡一体化局面。据此提出假设 H5:政府干预在数字经济对城乡融合影响过程中具有正向调节作用。

(2)产业高级化是产业逐步从劳动密集向资本密集、技术密集演化的过程。数字经济的应用与普及必然会加速产业高级化进程,产业结构高级化水平也是影响数字经济推动城乡融合的关键因素。就城市而言,其产业高级化水平显著高于农村地区,具有较为丰富的资本积累与人才储备能够为数字经济发挥作用提供战略支撑,发挥数字经济的规模经济性。农村地区人才吸引力较弱,极易形成人力资本与数字化发展不匹配的局面,产业结构的优化升级将会触及因数字经济发

展而面临挑战的劳动力群体,触发倒逼机制,促进农村地区数字人才的引进与培养,有利于农村地区转变生产观念与生产模式^[19],加速数字经济促进城乡融合的进程。据此,提出假设 H6:产业高级化水平在数字经济对城乡融合影响过程中具有正向调节作用。

(3)数字经济凭借其自我膨胀性与边际成本递增性成为企业间竞争的关键要素,同时也对企业提出更高的要求,企业为获取竞争优势引入数字经济进行生产经营,但这会对企业投资产生压力,长尾群体遭到一定程度的“数字排斥”,从而产生马太效应,进一步加大城乡差距^[20]。而金融的发展能够有效缓解数字经济发展对城乡融合带来的负面影响。一方面,能够有效拓宽企业融资渠道,缓解金融歧视,提升农村地区数字经济可得性,打破农村地区面临的资本束缚,从而缩减数字经济与城乡发展的非均衡性;另一方面,资本作为重要的生产要素,其配置状况会对经济社会运行效率及公平性产生重要影响,金融发展能够降低信息不对称问题,形成公开透明的信贷关系,引导数字要素流向,缓解资源错配,从而在提升数字经济效率的同时实现城乡公平。据此,提出假设 H7:金融发展水平在数字经济对城乡融合影响过程中具有正向调节作用。

(4)数字经济能够有效打破区域间界限,联通各方经济社会主体,实现一体化发展模式,这种效应不仅表现在城乡间、区域间,同样体现在国家间。以数字经济为抓手推动城乡融合发展目前尚未形成完整科学的路径方法,对外开放程度的加深有利于充分借鉴别国数字经济促进城乡融合发展的经验,促进我国数字经济发挥其示范效应^[21],调动数字经济能效,优化数字经济城乡融合路径,助力实现城乡融合。同时,对外开放有利于形成开放包容的生产经营环境与一体化发展理念,改变社会生产经营模式,盘活城乡资金、技术、人才等生产要素,发挥“干中学”“学中学”效应^[22],实现城乡经济社会可持续发展。据此,提出假设 H8:对外开放程度在数字经济对城乡融合影响过程中具有正向调节作用。

二、研究设计

(一)案例地概况

长江经济带包括江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、四川、云南和贵州 9 个省份以及上海、重庆两个直辖市,是国家重点实施的“三大战略”之一。长江经济带数字经济方面也取得了较大成果。2021 年,上海市数字经济超过地区生产总值的 50%,成为其经济发展的支柱型产业。江苏省以建设“强富美高”新江苏为目标,大力推动数字社会发展,壮大数字经济产业。作为我国数字经济发展的先行区,浙江省通过深入实施数字经济“一号工程”等一系列举措推进数字经济创新发展。2016—2021 年,贵州省数字经济蓬勃发展,增速连续 6 年排名全国第一。在新时代,高质量发展是我国经济发展的必然要求,城乡融合是区域协调发展的重要组成部分,长江经济带作为我国重点发展区域,推进城乡深度融合更要发挥引领示范作用。另外,长江经济带跨越东、中、西三大区域,统筹不同区位不同社会经济文化。综上分析,本文以长江经济带为案例地,研究数字经济对城乡融合的影响效应具有典型性和代表性。

(二)模型构建

为验证数字经济对城乡融合的影响机制,以长江经济带 11 个省份 2011—2020 年的数据为例,进行回归。考虑到城乡融合当期数值可能会受到其过去值的影响,具有动态效应,因此在模型中加入城乡融合的一阶滞后项,将模型设定为动态面板回归模型。具体模型设定为:

$$Y_{i,t} = \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 DIE_{i,t} + \beta_3 Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, $Y_{i,t}$ 表示 t 时期省份 i 的城乡融合指数; $DIE_{i,t}$ 表示 t 时期省份 i 的数字经济发展指数; $Control_{i,t}$ 表示 t 时期省份 i 的控制变量的集合; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

(三)变量测度与说明

1. 被解释变量

准确反映区域内城乡融合水平必须综合考虑反映城乡融合原因的分析性指标(对比类),表征

城乡融合结果的显示性指标(状态类)以及体现城乡融合过程的传导性指标(动力类)^[23]。本文借鉴相关学者的研究,同时考虑到数据的可获得性和合理性,构建经济、社会、空间、生态4个维度,共21个指标测度城乡融合水平。经济发展水平是人民物质财富的具体体现,是精神需求的重要前提,经济融合是衡量城乡融合的基础,是不可或缺的重要维度。农村基础设施不完善、公共服务不均等以及要素流动不顺是阻碍城乡融合进程的3个

重要因素^[24],本文以社会融合和空间融合衡量基础设施完备程度、生产要素分配合理性及流动顺畅度。在长期发展过程中,城市工业发展产生的污染被转移到农村地区,使得农村生态环境治理成为美丽乡村建设的薄弱环节。因此,将生态融合作为衡量城乡融合的一个重要维度。相比层次分析法、专家咨询法,熵权法对于权重的计算更具客观性,因此本文选用熵权法对城乡融合指标体系进行赋权(见表1)。

表1 城乡融合指标体系构建

维度	指标	指标说明	指标类型	指标属性	权重
经济融合	城乡人均可支配收入比	城镇人均可支配收入/农村人均可支配收入	对比	负	0.035
	城乡人均消费比	城镇人均消费/农村人均消费	对比	负	0.040
	城乡恩格尔系数比	城镇恩格尔系数/农村恩格尔系数	对比	正	0.047
	城镇化率	城镇人口/总人口	状态	正	0.048
	二元对比系数	人均一产产值/人均二三产产值	对比	正	0.064
社会融合	城乡医疗条件比	城镇每千人口医疗卫生机构床位数/农村每千人口医疗卫生机构床位数	对比	负	0.052
	城乡医疗保健支出比	城市家庭人均医疗保健支出/农村家庭人均医疗保健支出	对比	负	0.036
	城乡教育娱乐支出比	城镇家庭人均教育娱乐支出/农村家庭人均教育娱乐支出	对比	负	0.047
	城乡交通通讯支出比	城镇家庭人均交通通讯支出/农村家庭人均交通通讯支出	对比	负	0.040
	失业保险覆盖率	失业保险参保人数/总人口	动力	正	0.050
	普通中学师生比	普通中学教师数/学生数	状态	正	0.055
空间融合	城乡空间流通网络	(公路运行里程+铁路运营里程)/土地总面积	状态	正	0.044
	城乡空间流通主体	旅客周转量	动力	正	0.053
	城乡空间流通媒介	私人汽车拥有量/总人口	动力	正	0.052
	城乡人均道路面积比	城镇人均道路面积/农村人均道路面积	对比	负	0.040
	城乡人口密度比	城镇人口密度/农村人口密度	对比	负	0.041
生态融合	城乡生态绿化	森林覆盖率	状态	正	0.063
	城乡污水处理能力比	城镇污水处理能力/农村污水处理能力	对比	负	0.052
	城乡绿化面积比	城镇绿化面积/农村绿化面积	对比	负	0.045
	城乡节能减排	能源消耗总量/地区生产总值	动力	正	0.050
	生活垃圾无害化处理率	生活垃圾无害化处理量/生活垃圾产生量	动力	正	0.046

2. 核心解释变量

数字经济基础设施发展水平与居民接纳、利用程度会影响其对于城乡融合的作用效果,本文参考赵涛^[25]、潘为华^[26]等的研究,将数字经济划分为3个维度9个具体指标。其中,数字经济发展维度主要衡量数字经济基础设施水平,数字经济利用与数字经济交易维度分别衡量居民与企业对数字经济的接纳与利用程度。同样利用熵权法测度权重,具体指标如表2。

3. 控制变量

借鉴前人研究成果,本文设定了对回归模型可能产生影响的控制变量:将人均GDP进行对数

表2 数字经济指标体系构建

维度	指标	指标说明	指标属性	权重
数字经济发展	光缆线路密度	光缆线路长度/总面积	正	0.105
	互联网宽带端口密度	互联网宽带接入端口数/总面积	正	0.112
数字经济利用	人均邮电业务量	邮电业务总量/常住人口数	正	0.178
	互联网普及率	互联网用户数/常住人口数	正	0.106
	移动电话普及率	移动电话用户数/常住人口数	正	0.110
	宽带普及率	宽带用户数/常住人口数	正	0.081
数字经济交易	网站利用率	每百家企业拥有网站数	正	0.105
	电子商务交易企业占比	有电子商务交易活动的企业占比	正	0.103
	软件业务收入占比	软件业务收入/GDP	正	0.100

化处理后表征经济发展水平($\ln pgdp$);以一般公共预算支出与 GDP 比值表示政府干预(gov);产业高级化水平(iso)借助裴延峰^[27]等的研究,以第三产业增加值占比与坐标体系夹角的变化表示^①;金融发展(fin),以存贷款余额与地区生产总值之比表示;对外开放水平($open$),进出口总额与地区生产总值之比表示;科技发展水平(tec),以专利申请授权数对数形式表示。

(四)数据来源与描述性统计

本文数据来源于 2012—2021 年的《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国教育统计年鉴》及各省份的统计年鉴,并借助插值法补全缺失年份数据。

四、实证分析

(一)数字经济与城乡融合时序变化

根据指标体系计算出 2011—2020 年长江经济带 11 省、直辖市的数字经济发展水平的均值、变异系数及各省、直辖市数字经济发展态势。2011—2020 年长江经济带数字经济不断发展,呈现逐年上升趋势。研究期内数字经济均值由 0.091 上升至 0.965,年均增长 28.57%。经计算,同期长江经济带 GDP 均值由 16 243.423 亿元上升至 41 445.905 亿元,年均增长率为年均增长率为 10.97%,与地区生产总值相比表明数字经济正处于迅速扩张时期。同时,各省、直辖市之间发展步调相对同步,2011 年数字经济指数变异系数为 0.736,截至 2020 年数字经济指数变异系数为 0.063,数字经济变异系数逐年降低,整体均衡性明显加强。2011—2020 年长江经济带城乡融合均值平稳上升,10 年间城乡融合指数均值由 0.251 上升至 0.782,年均增长 13.43%。同时区域间城乡融合发展非均衡性逐渐降低,表现为变异系数的逐渐减小,2011—2020 年城乡融合变异系数从 0.515 不断下降为 0.128,

整体发展趋于协调均衡。

(二)回归分析

1. 基准回归与模型选择

本文运用 LLC、ADF、以及 Hadri LM 等检验方法对数据进行单位根检验,研究结果均显示城乡融合为平稳序列。同时,通过 Kao 检验与 Pedroni 检验探索变量之间的协整性,结果显示变量之间存在长期稳定的协整关系。随后分别采用面板混合估计、固定效应模型、GMM 模型分析数字经济对城乡融合的作用效应。模型 3 回归结果显示 AR(1)拒绝原假设而 AR(2)接受原假设,说明模型一阶序列相关,二阶序列不相关,符合模型的一致性要求。同时,Sargan 统计结果为 0.131,未通过显著性检验,说明工具变量有效,不存在内生性问题。模型(1)至模型(3)结果显示城乡融合的滞后一期在 1% 的水平上均通过显著性检验且系数为正,说明城乡融合的发展存在时间滞后效应,这一结果符合城乡融合发展连续性特征。3 种模型下,数字经济在 5% 的水平下均显著为正,说明数字经济的发展对城乡融合具有积极的促进作用。

由于面板混合估计没有控制地区固定效应,因此通常会低估滞后项系数。本文所研究的数据年限较短,可能导致固定效应模型滞后项系数被高估。因此,对于滞后项较为准确的估计结果应该在两者之间。本文将 GMM 的估计量与混合估计、固定效应估计进行对比可知:面板混合估计城乡融合滞后一期系数为 0.776,固定效应估计城乡融合滞后一期系数为 0.674,GMM 城乡融合滞后一期系数为 0.772 介于二者之间。相较于面板混合估计与固定效应模型,GMM 模型在一定程度上可以克服两者在回归中的缺陷。因此,本文以 GMM 模型为研究方法对数字经济对城乡融合的效应做进一步研究。模型(3)中只包括城乡融合滞

$$\textcircled{1} ISO = \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^k \theta_j; \text{其中}, \theta_j = \arccos \left(\frac{\sum_{i=1}^3 (x_{i,j} \cdot x_{i,0})}{\sum_{i=1}^3 (x_{i,j}^2)^{1/2} \cdot \sum_{i=1}^3 (x_{i,0}^2)^{1/2}} \right)$$

式中, θ_j 为第 j 个产业增加值占比与对应坐标体系夹角; x_i 为产业增加值占 GDP 的比重;以产业增加值占比作为空间向量的一个分量构建三维向量 $x_0 = (x_{1,0}, x_{2,0}, x_{3,0})$,依次计算 $x_1 = (1, 0, 0)$ 与产业由低到高层次排列的向量, $x_2 = (0, 1, 0)$, $x_3 = (0, 0, 1)$ 。

后一期与数字经济两个核心解释变量,未放入控制变量,可能会导致数字经济对城乡融合的作用效果被高估。因此,本文在模型(3)的基础上加入控制变量,如模型(4)所示。城乡融合滞后期在1%的水平下仍能通过显著性检验,数字经济在5%的水平下显著为正,回归系数为0.171,说明数字经济发展水平每上升1%,城乡融合水平将上升0.171个百分点。数字经济与以前年度城乡融合水平都会对当期城乡融合产生显著的正向影响。

表3 数字经济对城乡融合回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	OLS	FE	GMM	GMM
$Y(-1)$	0.776 *** (0.059)	0.674 *** (0.060)	0.772 *** (0.041)	0.702 *** (0.049)
DIE	0.089 ** (0.040)	0.153 *** (0.041)	0.102 *** (0.023)	0.171 ** (0.067)
控制变量	NO	NO	NO	YES
$AR(1)$	-	-	0.014	0.013
$AR(2)$	-	-	0.419	0.541
Sargan test	-	-	0.131	0.314
R^2	0.870	0.891	-	-

注: $Y(-1)$ 为城乡融合滞后一期;括号内为各统计量的稳健标准误;***、**、*分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 上有统计学意义。

2. 分维度回归结果

本文将数字经济对城乡融合的影响划分为对城乡经济、社会、空间、生态各维度的影响,具体回归结果如表4所示。模型(5)检验了数字经济对城乡经济融合的影响,结果显示城乡经济融合滞后一期在1%的水平下通过显著性检验,说明城乡经济融合发展具有较强的继起性,当期城乡经济融合发展状况受以前年度城乡经济融合水平的影响。同时,数字经济在10%的显著性水平下未通过检验,表明数字经济对城乡经济融合作用效果不明显。其可能的原因为:一方面,数字经济能够通过构建交易平台、压缩时空距离、网络直播带货等方式扩大城乡产品、要素市场,加强城乡经济交流与合作,能够打破城乡之间生产要素、产品、信息的流通障碍,促进城乡经济融合;另一方面,数字经济的发展在提升农村居民收入、促进农村经济发展的同时也会促进城市经济发展,且相对于农村,城市数字经济基础设施较为完善、数字化生产与服务经验较为丰富,可能导致数字经济对城市经济发展的效应高于农村,带来城乡收入差距

增大的问题。数字经济发展带来的城乡经济发展效应、城乡经济交流融通效应与城乡收入差距扩大效应相抵消,导致数字经济对城乡经济融合的作用效果不显著。由此拒绝假设H1,数字经济的发展对城乡经济融合作用效果不显著。

模型(6)展示了数字经济对城乡社会融合的回归结果,城乡社会融合滞后一期系数为0.675,通过了1%的显著性检验,说明以前年度城乡社会融合水平会对本年度城乡社会融合产生显著正向影响,城乡社会融合基础越好,越有利于当前城乡社会融合水平。数字经济对城乡社会融合的影响在5%的水平下通过了显著性检验,其系数为0.071,表明数字经济对城乡社会融合具有显著促进效应,数字经济每上升1%,城乡社会融合水平将会上升0.071%,验证了假设H2。模型(7)显示了数字经济对城乡空间融合的回归结果,数字经济与城乡空间融合滞后一期分别在5%的显著性水平下通过检验,且符号均为正,说明当期城乡空间融合水平受数字经济与前期城乡空间融合水平的显著正向影响,当期数字经济发展水平、以前年度城乡空间融合水平越高,当期城乡空间融合水平越好,验证了假设H3。模型(8)显示了数字经济对城乡生态融合的回归结果,城乡空间融合滞后一期在1%的水平下显著为正,说明城乡生态融合受以前年度城乡生态融合的促进影响,城乡

表4 数字经济对城乡融合各维度的回归结果

变量	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4
DIE	0.007 (0.030)	0.071 ** (0.029)	0.058 ** (0.027)	0.076 * (0.040)
$Y_1(-1)$	0.628 *** (0.140)	-	-	-
$Y_2(-1)$	-	0.675 *** (0.044)	-	-
$Y_3(-1)$	-	-	0.440 *** (0.142)	-
$Y_4(-1)$	-	-	-	0.671 *** (0.043)
控制变量	YES	YES	YES	YES
$AR(1)$	0.074	0.070	0.025	0.005
$AR(2)$	0.358	0.983	0.168	0.306
Sargan test	0.199	0.180	0.450	0.194

注: Y_1 、 Y_2 、 Y_3 、 Y_4 为城乡经济、社会、空间、城乡生态融合; $Y_1(-1)$ 、 $Y_2(-1)$ 、 $Y_3(-1)$ 、 $Y_4(-1)$ 为相应的滞后一期;括号内为各统计量的稳健标准误;***、**、*分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 上有统计学意义。

具有较好生态基础的地区更易实现城乡生态融合。同时数字经济在 10% 的水平下通过显著性检验,表明数字经济的发展会对城乡生态融合产生正向影响,数字经济每上升 1 个百分点,城乡生态融合将会提升 0.076%,验证了假设 H4。

(三)调节效应检验

以上研究表明,数字经济对城乡融合具有显著的促进作用,且城乡融合的发展过程具有动态连续性,其“累积效应”显著。后续主要聚焦于数字经济对城乡融合的影响机制,本文设置政府干预、产业高级化水平、金融发展水平、对外开放水平与数字经济的交互项探究数字经济作用于城乡融合的过程中是否存在调节效应。具体研究结果如表 5 所示。

表 5 调节效应检验

变量	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)
	GMM	GMM	GMM	GMM
$Y(-1)$	0.595 *** (0.084)	0.739 *** (0.044)	0.741 *** (0.051)	0.730 *** (0.045)
DIE	0.232 *** (0.064)	0.158 ** (0.065)	0.198 *** (0.065)	0.174 *** (0.058)
$DIE \times GOV$	0.423 * (0.216)	— —	— —	— —
$DIE \times ISO$	— —	0.135 ** (0.064)	— —	— —
$DIE \times FIN$	— —	— —	0.146 ** (0.072)	— —
$DIE \times OPEN$	— —	— —	— —	0.047 ** (0.024)
控制变量	YES	YES	YES	YES
$AR(1)$	0.010	0.018	0.016	0.017
$AR(2)$	0.522	0.572	0.527	0.607
Sargan test	0.194	0.381	0.414	0.366

注:Y(-1)为城乡融合滞后一期;括号内为各统计量的稳健标准误;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 上有统计学意义。

模型(9)显示了数字经济、政府干预、城乡融合之间的相互作用的估计结果。结果显示,数字经济与政府干预的交互项在 10% 的水平下通过显著性检验,系数显著为正,表明在数字经济促进城乡融合的过程中,政府干预发挥显著的正向调节作用,政府干预力度能够促进数字经济影响城乡融合的进程,验证了假设 H5。同时,数字经济水平与政府干预水平在 10% 的水平下均通过了门槛显著性检验,具体如表 6 模型(13)所示,政府干预的门槛值为 0.183,当政府干预低于 0.183 时,其对

城乡融合发展呈现负相关关系,政府干预增强不利于城乡融合发展;当政府干预水平高于 0.183 时,政府干预对城乡融合呈正相关,政府干预加强能够有效促进城乡融合。政府干预门槛值低于其平均水平 0.224,说明在大多数地区政府干预水平已跨越门槛值,对城乡融合起正向促进作用。同时,研究得出数字经济的均值(0.411)大于其门槛值(0.194),同样表明数字经济对城乡融合起正向促进作用。

模型(10)描述了数字经济、产业高级化水平与城乡融合水平之间的估计结果。结果显示,数字经济与产业高级化水平的交互项系数在 5% 的水平下通过了显著性检验,符号为正,表明产业高级化水平在数字经济影响城乡融合的进程中起到正向调节作用,验证了假设 H6。产业高级化程度越高,数字经济对促进城乡融合的影响越显著。在此基础上进一步对产业高级化水平与数字经济的门槛值进行估计,结果如表 6 模型(14)所示:产业结构高级化水平的门槛值为 6.525,产业高级化水平低于 6.525 时起反向抑制作用,高于 6.525 时具有显著的促进作用。而样本地区的产业高级化水平的均值为 6.731,大于门槛值,说明大多数地区的产业高级化水平高于门槛值,产业高级化水平在总体上能够推动数字经济影响城乡融合的进程。数字经济的门槛值为 0.194,当数字经济低于门槛值时,数字经济发展会抑制城乡差距的加大;当数字经济高于门槛值时,数字经济发展越好越能够发挥“数字红利”与带动作用,促进城乡融合。数字经济均值为 0.411,高于门槛值 0.194,表示对于产业结构高级化中等地区而言,数字经济的发展对城乡融合具有显著促进作用。

模型(11)给出了数字经济、金融发展水平与城乡融合相互影响的估计结果。结果表明数字经济与金融发展水平的交互项在 5% 的水平下显著为正,说明数字经济对城乡融合的影响依赖于地区金融发展水平,金融发展水平较高的地区,数字经济促进城乡融合的效果越显著,验证了假设 H₇。同时,表 6 模型(15)表明金融发展也具有门槛效应,门槛值为 2.226。当地区金融发展水平高于门

槛值时,金融发展水平的提升会对数字经济促进城乡融合产生积极的正向调节作用。金融发展水平的均值为 2.958,大于金融发展水平的门槛值 2.226。说明绝大多数地区的金融发展水平已经跨越门槛值,发挥着正向调节作用。数字经济的门槛值为 0.195 低于均值,说明大多数地区数字经济发展水平已经跨越门槛值处于 U 型曲线右侧,数字经济发展能够促进城乡融合。

模型(12)显示了数字经济、对外开放水平、城乡融合之间相互作用的估计结果。结果表明数字经济与对外开放水平的交互项在 5% 的水平下显著为正,意味着对外开放水平在数字经济对城乡融合的影响过程中表现出正向调节作用,对外开放程度越高,越有利于数字经济对城乡融合的正向促进作用,验证了假设 H8。相同地,表 6 模型(16)得出对外开放水平的门槛值为 0.290。对外发展水平的调节作用呈现出先抑制后促进的 U 形结构,对比对外开放水平的均值(0.291)发现对外开放水平均值大于门槛值,在数字经济发展水平中等地区对外开放在数字经济影响城乡融合的过程中在起正向调节作用。数字经济的均值(0.411)大于其门槛值(0.198),验证了数字经济对城乡融合起正向促进作用。

表 6 门槛回归估计值

变量	模型(13)		模型(14)		模型(15)		模型(16)	
	gov	DIE	iso	DIE	fin	DIE	open	DIE
门槛值	0.183	0.194	6.525	0.194	2.226	0.195	0.290	0.198

(四)稳健性检验

1. 对长江经济带进行分区检验。

为证明实证结果的可靠性与非随机性,本文将研究案例地划分为长江经济带上游(包含云南省、四川省、贵州省和重庆市)、长江经济带中游(包含湖北省、湖南省、江西省)及长江经济带下游(包含安徽省、江苏省、浙江省和上海市)进行稳健性检验。为避免忽视重要控制变量所带来的模型内生性问题^[20],本文将数字经济的滞后一期作为工具变量采用 GMM 模型与 IV-2SLS 模型进行回归。回归结果见表 7。

模型(17)至模型(19)分别汇报了长江经济带上、中、下游地区数字经济与城乡融合的 GMM 模

型估计结果。在 3 个模型中,AR(1)分别为 0.073、0.087、0.095 均小于 0.1,拒绝一阶序列不相关性的原假设;AR(2)为 0.486、0.443、0.474 均大于 0.1,接受二阶序列不相关的原假设,模型具有一致性。Sargan 统计结果分别为 0.139、0.153、0.254,均在 1% 的水平上接受原假设,表明工具变量选取较为合理。长江经济带上游数字经济在 10% 水平下通过显著性检验,系数为 0.182。说明数字经济的发展能够促进城乡融合,数字经济水平每上升 1%,城乡融合水平将会提高 0.182 个百分点;长江经济带中游数字经济系数为 0.339 在 1% 的水平下通过显著性检验,数字经济每上升 1%,城乡融合水平将会上升 0.339%,数字经济对城乡融合促进作用明显;长江经济带下游数字经济系数为 0.315,在 5% 的水平下通过显著性检验,说明数字经济增长在长江经济带下游仍能发挥作用促进城乡融合。通过区域划分进一步证明数字经济的发展有利于促进城乡融合。同时,数字经济发挥作用也表现出一定的区域异质性,其作用效果表现为长江经济带中游>长江经济带下游>长江经济带上游。另外,在 3 个模型中,城乡融合滞后项均在 1% 的水平下显著为正,说明城乡融合发展状况受以前年度影响,与前文结论一致,系数分别为 0.803、0.485、0.286,亦表现为长江经济带上游>长江经济带中游>长江经济带下游。

表 7 GMM 模型稳健性检验

变量	模型(17)	模型(18)	模型(19)
	长江经济带上游	长江经济带中游	长江经济带下游
$Y(-1)$	0.804 *** (0.066)	0.485 *** (0.042)	0.286 *** (0.062)
DIE	0.182 * (0.095)	0.339 *** (0.130)	0.315 ** (0.124)
控制变量	YES	YES	YES
AR(1)	0.073	0.087	0.095
AR(2)	0.486	0.443	0.474
Sargan test	0.139	0.153	0.254

注:Y(-1)为城乡融合滞后一期;括号内为各统计量的稳健标准误;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ $p < 0.05$ $p < 0.1$ 上有统计学意义。

2. 对研究期间进行分段回归

2015 年,党的十八届五中全会首次提出“国家大数据战略”,大数据战略上升为国家战略,中国数字经济迎来高速发展时期。为增强数字经济对城乡融合作用的说服力,本文将 2015 年“国家大

数据战略”的提出为分界点,将研究期间划分为 2011—2014 年、2015—2020 年两个区间,利用 GMM 模型进行分段回归,研究数字经济对城乡融合的影响,研究结果如表 8 所示。

表 8 显示了 2011—2014 及 2015 年—2020 年数字经济对城乡融合的影响,其 $AR(1)$ 均拒绝原假设,数字经济与城乡融合具有一阶序列相关性; $AR(2)$ 分别为 0.942 与 0.307,说明数字经济与城乡融合二阶序列不相关,符合 GMM 的一致性要求。同时,Sargan 统计结果分别为 0.925 与 0.573,10% 的显著性水平下均未通过检验,说明工具变

量有效。从模型(20)来看,2011—2014 年数字经济在 5% 的显著性水平下通过检验,说明数字经济对城乡融合具有显著正向影响,其系数为 0.614,表明数字经济每上升 1%,城乡融合将会提升 0.614%。从模型(21)来看,数字经济系数在 1% 的水平下显著为正,说明在数字经济研究后期,数字经济发展对城乡融合仍然呈现显著正向影响,相较于初期其显著性水平更高且系数更大,说明在后期数字经济对城乡融合的影响强度要高于前期,这与数字经济经验积累与基础设施升级及政府重视程度有关。

表 8 分段回归结果

变量	<i>DIE</i>	<i>lnpgdp</i>	<i>gov</i>	<i>iso</i>	<i>fin</i>	<i>open</i>	<i>tec</i>	<i>AR(1)</i>	<i>AR(2)</i>	Sargan test
模型(20) 2011—2014 年	0.614 ** (0.274)	0.654 *** (0.234)	0.134 (0.355)	-1.424 (0.890)	0.191 (0.219)	-0.0350 (0.042)	-0.837 (0.602)	0.016	0.942	0.925
模型(21) 2015—2020 年	0.699 *** (0.184)	-0.618 * (0.318)	1.325 (0.989)	0.462 (0.292)	-0.025 (0.031)	0.006 (0.036)	0.318 (0.480)	0.066	0.307	0.573

注:括号内为各统计量的稳健标准误;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 上有统计学意义。

六、结论与政策建议

(一) 结论

(1) 长江经济带数字经济与城乡融合水平表现出良好的发展态势,总体呈上升趋势,年均增长率分别为 28.57%、14.43%,均高于同期长江经济带 GDP 增长率(10.97%);各省、直辖市之间数字经济与城乡融合发展水平的变异系数逐年下降,表明区域间的差距逐渐缩小,发展趋于平衡。

(2) 数字经济对城乡融合的回归系数为 0.171,在 1% 的显著为正,表明数字经济对城乡融合表现出明显正向促进作用,数字经济发展能够加速地区城乡融合;数字经济对城乡经济、社会、空间、生态融合的回归系数均在 10% 的显著性水平下通过检验,数字经济对城乡融合的推动效应较稳定。

(3) 从调节效应来看,政府干预、产业结构高级化水平、金融发展水平与对外开放水平的均值(0.224、6.731、2.958、0.291)都超过各自的门槛值(0.183、6.525、2.226、0.190),在数字经济促进城乡融合的过程中起正向调节作用。换言之,政府干预水平加强、产业结构高级化加速、金融发展水平提升、对外开放加大是发挥数字经济效能,促进城乡融合发展的助推器。

(二) 政策建议

一是注重数字经济在政府治理中的应用与普及,借助数字技术构建全范围的风险防范、预警机制与监督管理机制,着力发挥数字技术在推进乡村治理体系和治理能力现代化中的基础支撑作用,繁荣发展乡村网络文化,构建乡村数字治理新体系,提升数字乡村治理能力。

二是加快农村地区信息基础设施建设。信息基础设施是数字经济发展的基础。应推进乡村信息基础设施优化升级,推动 5G 和千兆光纤等新一代信息基础设施向农村延伸,同时,推动乡村公路、电网、水网等传统基础设施数字化改造。

三是构建优质高效的乡村服务业新体系,推动数字经济同现代农业深度融合,通过引导产业高级化发展,促进高新技术产业发展,淘汰落后的生产能力低下、污染严重的行业,推进城乡人居环境明显改善,美丽中国建设成效显著。

四是深化金融体制改革,形成以金融机构为主导,借贷途径多元化的农村金融体制,政府、社会、企业相联系解决农村居民融资难、融资贵的难题,解决城乡金融发展不平衡问题,促进金融高质量发展。五是推进以县城为重要载体的城镇化建设,加快城市智能设施向乡村延伸,完善农村地区

信息化服务供给,推动优质教育资源、医疗资源等公共资源向乡村辐射。

参考文献:

- [1]张旺,白永秀.数字经济与乡村振兴耦合的理论构建、实证分析及优化路径[J].中国软科学,2022,37(1):132-146.
- [2]CAO S Y, LV H, ZHENG H, et al. Challenges facing China's unbalanced urbanization strategy [J]. Land use policy, 2014(39): 412-415.
- [3]LIU Y S. Introduction to land use and rural sustainability in China [J]. Land use policy, 2018(74): 1-4.
- [4]钱明辉,潘菲,齐悦.后新冠疫情下我国农业农村数字经济发展[J].中国农业资源与区划,2021,42(11):62-71.
- [5]陈小辉,张红伟.数字经济如何影响企业风险承担水平[J].经济管理,2021,42(5):93-108.
- [6]陈享光,汤龙,唐跃恒.农村电商政策有助于缩小城乡收入差距吗:基于要素流动和支出结构的视角[J].农业技术经济,2021,40(12):1-15.
- [7]马威,张人中.数字金融的广度与深度对缩小城乡发展差距的影响效应研究:基于居民教育的协同效应视角[J].农业技术经济,2021,40(12):1-15.
- [8]韩长根,张力.互联网普及对于城乡收入分配的影响:基于我国省际面板数据的系统 GMM 分析[J].经济问题探索,2017,38(8):18-27.
- [9]贺娅萍,徐康宁.互联网对城乡收入差距的影响:基于中国事实的检验[J].经济经纬,2019,36(2):25-32.
- [10]张磊,韩雷.电商经济发展扩大了城乡居民收入差距吗?[J].经济与管理研究,2017,38(5):3-13.
- [11]李晓钟,李俊雨.数字经济发展对城乡收入差距的影响研究[J].农业技术经济,2021,40(7):1-17.
- [12]程名望,张家平.互联网普及与城乡收入差距:理论与实证[J].中国农村经济,2019,35(2):19-41.
- [13]樊轶侠.数字经济下的城乡融合发展财政政策取向研究[J].人民论坛·学术前沿,2021,30(2):52-58.
- [14]蔡跃洲,牛新星.中国数字经济增加值规模测算及结构分析[J].中国社会科学,2021,43(11):4-30.
- [15]江小涓.高度联通社会中的资源重组与服务业增长[J].经济研究,2017,52(3):4-17.
- [16]王振华,李萌萌,江金启.交通可达性对城市经济高质量发展影响的异质性影响[J].经济与管理研究,2020,41(2):98-111.
- [17]YANG J, LI X M, HUANG S J. Impacts on environmental quality and required environmental regulation adjustments: a perspective of directed technical change driven by big data [J]. Journal of cleaner production, 2020, 275(1): 24-126.
- [18]杨穗,高琴,赵小漫.新时代中国社会政策变化对收入分配和贫困的影响[J].改革,2021,34(10):57-71.
- [19]刘军,曹雅茹,鲍怡发,等.制造业智能化对收入差距的影响研究[J].中国软科学,2021(3):43-52.
- [20]张彤进,蔡宽宁.数字普惠金融缩小城乡居民消费差距了吗?:基于中国省级面板数据的经验检验[J].经济问题,2021,43(9):31-39.
- [21]王松茂,何昭丽,郭英之,等.旅游减贫具有空间溢出效应吗?[J].经济管理,2020,42(5):103-119.
- [22]CHEO R. Migrant workers and workplace bullying in urban China [J]. Social indicators research, 2017, 132(1): 87-115.
- [23]周佳宁,邹伟,秦富仓.等值化理念下中国城乡融合多维审视及影响因素[J].地理研究,2020,39(8):1836-1851.
- [24]姚毓春,梁梦宇.我国城乡融合发展问题及政策选择[J].经济纵横,2021,37(1):46-53.
- [25]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.
- [26]潘为华,贺正楚,潘红玉.中国数字经济发展的时空演化和分布动态[J].中国软科学,2021(10):137-147.
- [27]裴延峰.中国产业结构变迁的空间不平衡对地区经济差距的影响[J].数量经济技术经济研究,2022,29(8):3-23.

(本文责编:辛 城)